

## 〔論 文〕

## 日本の地域間所得格差に関する時系列分析

谷 岡 弘 二  
山 田 浩 之

1. はじめに
2. 時系列データの検証
  - (1) 地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移の概要
  - (2) 単位根及び共和分の検定
  - (3) 構造変化の検定
  - (4) 因果関係の検定
3. 連立方程式モデルの構築
4. 結語

## 1. はじめに

地域間所得格差と人口移動に関する研究は、地域経済学の分野における最も重要な論点の一つである。なかでも、地域間所得格差と人口移動は、いずれが結果でいずれが原因であるのかについて論争があり、わが国においても多くの研究が行われてきた。<sup>1)</sup>しかし、日本においては、所得格差と人口移動の時系列的な因果関係を分析した研究は、Tabuchi (1987) 及び田淵 (1988) 以外にはほとんど行われていないように思われる。その主な理由は、地域に関するデータを時系列的に分析しようとしても、統計的に信頼しうる分析を可能とする、十分な数の観測数を確保するのが難しかったためである。しかし最近になって地域データも整備されつつあり、新たな研究の進展がみられる。

Tabuchi (1987) 及び田淵 (1988) は、1954年度から1982年度のデータを用いて時系列的な因果関係をSims検定 (Sims, 1972) を用いて分析し、人口移動によって地域間格差が決定されるのではなく、地域間格差によって人口移動が決定されるという重要な結論を導いている。また、人口の地理的な集中が地域間所得格差や経済成長率に先行するというAlonso (1980) の仮説を検証し、日本においてはAlonso (1980) の仮説が適合しないことを明らかにしている。

また、最近の注目すべき研究として、中村 (2002) が挙げられる。中村は、所得格差と

---

1) より具体的な問題の所在に関しては、山田 (2001) を参照されたい。

人口移動の因果関係に関して、1955年度～1976年度の期間については同時決定的であるが、1980年度～1998年度の期間においては、首都圏への転入超過数の増加によって、その他の地域との所得格差が拡大したと解釈している。この点について中村は、所得格差と人口移動の因果関係は時代や期間によって可変的であると述べている。<sup>2)</sup>

地域間所得格差と人口移動の関係に関しては、この他にも様々な観点からの研究がなされているが、両者の関係を統計的に検証した研究は、先に述べたような理由から、日本においても海外においても少数にとどまっている。本論文は、地域間所得格差と人口移動の関係を統計的に検証することを主目的とするが、そのためには十分な観測数の地域データの収集等が必要である。また、適切な時系列分析を行うためには、時系列データに関する定常性の検定を行う必要がある。

本論文では、上記のような前提に基づいた検証を行い、地域間所得格差や人口移動の相互依存関係について、それらに影響を及ぼしていると考えられる変数を含めた連立方程式モデルによる分析を試みる。

上記の目的に則した分析を実行するため、本論文では1955年度から1996年度の42年間の地域（都道府県）データを用いる。具体的には、地域間所得格差と人口移動を表すデータとして、次のようなものを用いることとした。

まず、地域間所得格差に関しては、県民一人当たり実質所得の都道府県別格差を変動係数により算定したものをを用いることとする。なお、都道府県別の県民一人当たり実質所得については、統計資料として公表されている名目ベースの県民一人当たり所得を、1990年度を基準とする都道府県別の県民総支出デフレーターで除した数値を用いている。

また、人口移動の変数としては、大都市圏への純流入人口を用いる。なお、ここでいう大都市圏とは、関東（東京・神奈川・埼玉・千葉・茨城・群馬・栃木）、近畿（大阪・兵庫・京都・滋賀・奈良・和歌山）、東海（愛知・岐阜・静岡・三重）の17都府県である。このような地域区分を採用したのは、Tabuchi（1987）及び田淵（1988）の先行研究を重視したためである。

地域間所得格差及び大都市圏への純流入人口の推移に関する時系列データを用いて分析を行う場合、これらの時系列データの定常性を確認する必要がある。もし、非定常な時系列データ同士を線形回帰させると、見せかけの回帰（Granger & Newbold（1974））が生ずる危険性があるからである。

このため本論文では、両者の時系列データに関して、まず単位根および共和分の検定を行う。単位根および共和分の検定方法と、それらの検定方法に関する判断基準については、第2節で説明する。<sup>3)</sup>

また、時系列データに関して、変数間の関係に構造変化がある場合には、適切な期間区

2) 谷岡・山田（2001）の研究報告、及び谷岡（2001）の研究においても、地域間所得格差と人口移動の関係は、期間区分により異なるという結果が示されている。

3) 本論文の第2節の内容に関しては、谷岡（2001, 2002）に主として依拠している。

また、第3節の内容に関しては、ARSC第13回研究発表大会における発表内容を、討論者の指摘などによって加筆修正したものに基づいている。

分を行って分析に当たるのが望ましいと考えられる。このため本論文では、構造変化の時期を特定するため、第2節においてCHOW検定 (Chow, 1960) を行う。ただし、構造変化の有無を判定する場合においては、時系列データが定常なものであることが前提とされているので、CHOW検定を実施するに当たっては、特にこの点に留意する必要がある。

さらに第2節では、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の因果関係を検証するため、Granger Test (Granger, 1969) を行った。なお、Granger Testについても、検証対象とする変数に関しては定常であることが必要である。

次に第3節では、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移に重要な影響を及ぼしていると考えられる変数－平均所得水準やGDPの伸び率等－を外生変数として選定し、1階の階差をとった上記の2変数を内生変数とする連立方程式モデルの構築を試みた。

第3節で設定したモデルにおける内生変数の階差のとり方や期間区分は、第2節の計算結果に基づいている。なお、一部の外生変数に関しては、Hausman (1978) の特定化検定により、外生変数として取り扱われるのが適切であることを確認している。

第3節における計算対象期間は、1956年度～1996年度一以下、全期間と称する一、1956年度～1975年度一以下、前半期間と称する一、1975年度～1996年度一以下、後半期間と称する一の3期間である。<sup>4)</sup>

また、方程式のパラメータを推定するための計算方法としては、2段階最少二乗法 (2SLS) を採用した。

第4節では、本研究の成果をまとめるとともに、今後の課題等を示す。

## 2. 時系列データの検証

本節では、(1) で地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移の概要を示し、次に(2) で両者の時系列データについて単位根と共和分の検定を行う。さらに(3) では、定常化された時系列データを用いて、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口との相互関係が、特定の年度で構造変化を生じていることを確認し、(4) で両者の時系列的な因果関係に関する検定 (Granger Test) を行う。

### (1) 地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移の概要

変動係数で測定した実質ベースの地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移は、下記の図1・図2と表1に示すとおりである。

---

4) 前半期間と後半期間の期間区分は、Chow Testの結果に基づいている。詳細に関しては、谷岡 (2001,2002) を参照されたい。

図1 地域間所得格差の推移

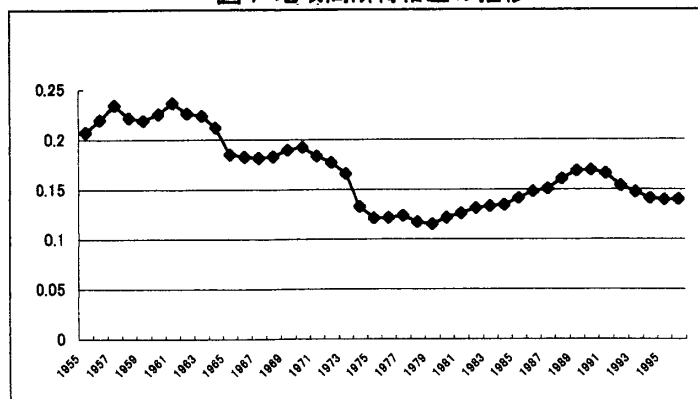


図2 大都市圏への純流入人口の推移

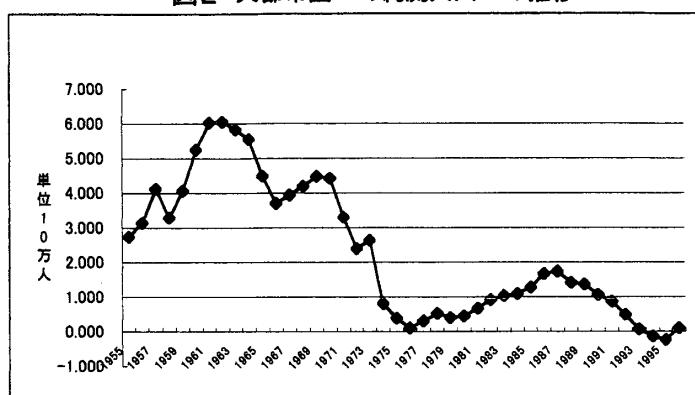


表1 地域間所得格差と大都市圏への純流入人口

年度	地域間所得格差	大都市圏への純流入人口	年度	地域間所得格差	大都市圏への純流入人口
1955	0.2072	2.736	1976	0.1217	0.110
1956	0.2198	3.148	1977	0.1235	0.309
1957	0.2343	4.121	1978	0.1173	0.530
1958	0.2216	3.290	1979	0.1151	0.404
1959	0.2189	4.064	1980	0.1218	0.448
1960	0.2253	5.249	1981	0.1259	0.683
1961	0.2365	6.036	1982	0.1314	0.917
1962	0.2261	6.058	1983	0.1331	1.037
1963	0.2235	5.832	1984	0.1346	1.096
1964	0.2119	5.547	1985	0.1412	1.275
1965	0.1854	4.488	1986	0.1480	1.675
1966	0.1828	3.704	1987	0.1506	1.736
1967	0.1817	3.942	1988	0.1610	1.413
1968	0.1834	4.188	1989	0.1688	1.374
1969	0.1894	4.484	1990	0.1696	1.068
1970	0.1924	4.421	1991	0.1664	0.882
1971	0.1835	3.303	1992	0.1542	0.495
1972	0.1772	2.390	1993	0.1476	0.065
1973	0.1662	2.633	1994	0.1414	-0.137
1974	0.1328	0.822	1995	0.1396	-0.246
1975	0.1212	0.390	1996	0.1400	0.101

(注) 大都市圏への純流入人口の単位: ×10万人

図1・図2と表1から明らかなように、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移は、1975年度前後を境にして、2つのピークを持っているという特徴がある。そこで、1975年度で期間区分を行い、1955年度～1975年度を前半期間、1976年度～1996年度を後半期間として、それぞれの期間における地域間所得格差と大都市圏への純流入人口のピークの先行・遅行関係を見ると、次のような相違がある。

前半期間では、地域間所得格差のピークが、わずか1年程度ではあるが、大都市圏への純流入人口のピークよりも先行している。これに対して後半期間では、大都市圏への純流入人口のピークが地域間所得格差のピークよりも3年程度先行している。

地域間所得格差と人口移動の関係に関し、Alonso (1979) は、次のような仮説を示している。経済発展が進行するにつれて、人口の地理的な集中が生じ、次に地域間所得格差のピークが生ずる。さらに、経済成長や人口増加率が上昇する。

上記のAlonsoの仮説に対して、田淵は1954年から1982年のデータを用いて実証的な分析を行い、日本では逆のパターン—地域間所得格差のピークのほうが、大都市圏への純流入人口のピークよりも先行している—を見出し、日本ではAlonsoの仮説が当てはまらないことを示している。しかし、1976年度から1996年度の後半期間においては、Alonsoの仮説がむしろ当てはまっていることになる。

このような変化は、1973年の第一次石油危機を契機として、戦後の高度経済成長から安定成長へと日本の経済構造が変化したことを反映していると考えられる。

## (2) 単位根及び共和分の検定

時系列データを扱う場合、それが定常過程に従うのか、それとも非定常過程にあるのかをまず確かめる必要がある。もし、非定常時系列データ同士を線形回帰させると、回帰分析の推定結果は、変数間に関係がないことを示すのではなく、誤って何らかの関係があることを示してしまう危険性があるからである。

Granger等 (Granger & Newbold, 1974) は、このような現象を見せかけの回帰 (spurious regression) と呼んでいる。

時系列データが定常過程に従うのか、それとも非定常過程なのかを判定するため、近年は単位根の検定が重視されており、時系列データを扱う際には必須の手続きとみなされつつある。

単位根の検定において、最もよく用いられる方法がDickey-Fuller検定 (DF検定) である。(Fuller 1976, Dickey & Fuller 1979, 1981) ただし、DF検定では、誤差項がホワイトノイズであることが仮定されているが、誤差項にも系列相関が存在する可能性がある。このため、被説明変数の過去の値を含む回帰式を考えて単位根の検定が行われることが多い。このような方法は、Augmented Dickey Fuller検定 (ADF検定) と呼ばれ、下記①の回帰式を用いて単位根の検定を行う。

$$\Delta Y_t = \mu + \delta_t + \beta Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-1} + v_t \cdots \cdots \cdots \textcircled{1}$$

$\Delta$  : 階差演算子    $\mu$  : 定数項    $\delta_t$  : タイムトレンド項

$\gamma_i$  : 拡張次数*i*の回帰係数    $v_t$  : 誤差項

DF (ADF) 検定以外にも、いくつかの単位根の検定方法が提案されている。近年、比較的よく用いられているのが、次の2つの方法である。誤差項の系列相関がある場合においても、有効な単位根検定を行う方法として提案されたのが、Phillips-Perron検定 (PP検定; Phillips&Perron 1987) と呼ばれる検定方法である。これは、DF (ADF) 検定にノンパラメトリックな修正を施したもので、分散不均一と系列相関がある条件下において、一致性のある推定量のアイデアに基づくものである。

また、DF (ADF) 検定やPP検定よりも単位根の検出力が優れているとされる検定方法として、加重対称 $\tau$ 検定 (Weighted Symmetric  $\tau$  Test : WS検定, Pantula et al, 1994) も用いられつつある。

本論文では、上記3種類の比較的良く用いられている単位根の検定方法により、実質ベースの地域間所得格差 (Y) と大都市圏への純流入人口の推移 (M) に対して、単位根の検定を行った。検定の結果は、下記の表2のとおりである。

表2 単位根の検定

時系列 データ	検定 方法	Test Statistics	P-Value	Number of Lags
<b>階差0</b>				
Y	ADF	-1.817	0.697	10
	PP	-4.864	0.831	10
	WS	-2.044	0.618	3
M	ADF	-3.111	0.104	3
	PP	-8.812	0.521	3
	WS	-2.219	0.489	3
<b>階差1</b>				
$\Delta Y$	ADF	-3.471*	0.043	5
	PP	-19.102	0.084	5
	WS	-2.808	0.141	2
$\Delta M$	ADF	-2.643	0.260	2
	PP	-27.344*	0.015	2
	WS	-2.928	0.100	2
<b>階差2</b>				
$\Delta^2 Y$	ADF	-3.658*	0.025	3
	PP	-39.541**	0.001	3
	WS	-3.908**	0.006	3
$\Delta^2 M$	ADF	-4.549**	0.001	2
	PP	-49.291**	0.0001	2
	WS	-4.428**	0.002	3

(注)\*\*有意水準1%   \*有意水準5%

なお、検定方法の相違により特定の有意水準を示す値が異なる。

Y（実質ベースの地域間所得格差）とM（大都市圏への純流入人口）の時系列データについて、取るべき階差の判断基準を次のようにみなした。

3種類の検定方法のうち、少なくとも一つの検定方法により、有意水準5%で単位根があるという帰無仮説を棄却でき、二つ以上の検定方法の有意水準が10%程度以内ならば、単位根はないとした。この判断基準により、表2の計算結果から、YとMに関しては1階の階差をとれば定常な時系列データになると判断できる。

上記の判断を前提として、YとMの関係に関して、共和分の検定を行う。共和分はEngleとGrangerにより提唱された概念である。(Engle&Granger, 1987)

これは、同じ次数の和分過程をとる変数同士を回帰分析する場合、変数同士が共和分の関係にあると、誤差項が定常過程になる可能性があるというものである。このような場合に変数のトレンドに階差をとると、経済理論が説明すべき潜在的に価値のある情報を捨て去ってしまう危険性がある。共和分が存在する場合には、階差型のVAR (Vector Auto-Regression) ではなく、誤差修正項を含んだECM (Error Correction Model) を設定するのが望ましい。

共和分の検定方法に関しては、EG検定 (Engle-Granger Test, Engle&Granger, 1987) が用いられてきたが、この方法では説明変数と被説明変数を入れ替えた場合、計算結果が異なるという欠陥が指摘されている。このため本論文では、近年用いられつつあるJohansenのトレース検定 (Johansen 1988, Johansen&Juselius 1990) により共和分の有無を判定する。表3にトレース検定の結果を示す。

なお、ラグの上限次数は3で設定している。これは、YとMの関係については、それほど長期のラグが生ずるとは考えにくいと判断したことによる。

表3 トレース検定

Variable	Number of Lags	$H_0$ 仮説	調整後 $\lambda_{trace}$	P-Value
Y-M	1	$r=0$	11.933	0.309
		$r=1$	3.144	0.072

上記表3の結果から、実質ベースの地域間所得格差 (Y) と大都市圏への純流入人口 (M) は、共和分の関係には無いと判断できる。したがって、これ以降の分析を行うに当たっては、それぞれ1階の階差をとった実質ベースの地域間所得格差 ( $\Delta Y$ ) と大都市圏への純流入人口 ( $\Delta M$ ) を用いることとする。

### (3) 構造変化の検定

任意の期間内において回帰モデルを設定するとき、変数間の関係に期間内のある時点で構造変化が生ずると、それらの期間の前後において回帰係数の値が異なる可能性がある。このような構造変化の有無を検定するのに最もよく用いられている方法が、Chow検定

(Chow, 1960) である。ここでは、実質ベースの地域間所得格差 (Y) と大都市圏への純流入人口 (M) に関して、Chow検定を実施する。

ただし、Chow検定を実施するに際しては、時系列データが定常であることが望ましいので、それぞれ1階の階差をとったものを時系列データとして使用する。

また、Chow検定の対象期間としては、1973年の第一次石油危機を契機として、高度経済成長から安定成長へと日本経済の構造変化が生じたという想定に基づき、前半期間の最終年度か1971年度から1977年度、後半期間の初年度を1972年度から1978年度とする。

Chow検定の結果は、下記の表4に示すとおりである。

表4 Chow検定

Variable's Set	前半期間の最終年度と 後半期間の初年度	Test Statistics	P-Value
$\Delta M$ ↓ $\Delta Y$	1971-1972	0.638	0.534
	1972-1973	0.897	0.417
	1973-1974	2.083	0.139
	1974-1975	1.394	0.261
	1975-1976	2.024	0.147
	1976-1977	1.506	0.235
	1977-1978	1.484	0.240
$\Delta Y$ ↓ $\Delta M$	1971-1972	1.326	0.278
	1972-1973	1.097	0.344
	1973-1974	1.085	0.349
	1974-1975	2.554+	0.091
	1975-1976	2.641+	0.085
	1976-1977	2.277	0.117
	1977-1978	2.416	0.103

(注)\*\*有意水準1% \*有意水準5% +有意水準10%

表4では、有意水準5%レベルで構造変化の生じた年度を特定できないが、 $\Delta M \rightarrow \Delta Y$ と $\Delta Y \rightarrow \Delta M$ の両方のケースにおいて、検定等計量が比較的高い値をとっているのは、前半期間が1956年度～1975年度、後半期間が1976年度～1996年度となる場合である。

上記から、 $\Delta Y$ と $\Delta M$ の関係は、1975年度を前半期間の最終年度として期間区分を行うのが望ましいと判断した。

#### (4) 因果関係の検定

物理学等の自然科学では、実験により因果関係を統計的に検証することができる。しかし、社会科学の一分野である経済学においては、実験によって因果関係を検証することが難しい。このため、一定の基準に基づいて定義された因果関係を検証するという方法が採用される。こうした基準の中でも、最も代表的な概念がGrangerの意味での因果関係(Granger, 1969)と呼ばれるものである。

Grangerの因果関係を検定する方法としては、Granger検定が最もよく用いられているが、それ以外にもさまざまな検定方法が提案されてきた。例えば、Sims検定(Sims, 1972)



やPierce-Haugh検定 (Pierce, 1977) 等である。

Tabuchi (1987) は、地域間所得格差と地域間人口移動の因果関係を検証するに当たり、1954年度から1982年度の時系列データを用いてSims検定を実施している。それによると、人口移動によって地域間所得格差が決定されるのではなく、地域間所得格差によって人口移動が決定されるという重要な結論を導いている。

しかし、期間区分によって因果関係に変化が生ずることが考えられ、このような場合には、各期間区分ごとに因果関係の検定を行うことが望ましい。たとえば中村 (2002) は、所得格差と人口移動の関係は、時代の変化により可変的であるという指摘を行っている。

本節では、(2) の単位根及び共和分の検定と、(3) のChow検定の結果を前提として、Granger検定により因果関係の検定を行う。使用する変数は、1階の階差をとった実質ベースの地域間所得格差 ( $\Delta Y$ ) と大都市圏への純流入人口 ( $\Delta M$ ) とする。また、検定対象期間は、すべての期間 (1956年度～1996年度)・前半期間 (1956年度～1975年度)・後半期間 (1976年度～1996年度) の3つの期間である。

検定の結果は下記の表5に示すとおりである。なお、1956年度～1996年度のラグ次数は6、1956年度～1975年度のラグ次数は3、1976年度～1996年度のラグ次数は3である。

表5 Granger検定

Variable's Set	検定の対象年度	Test Statistics	P-Value
$\Delta M$	1956～1996	1.445	0.241
↓	1956～1975	0.303	0.823
$\Delta Y$	1976～1996	6.943**	0.006
$\Delta Y$	1956～1996	2.173+	0.083
↓	1956～1975	0.560	0.436
$\Delta M$	1976～1996	6.517**	0.007

(注)\*\*有意水準1% \*有意水準5% +有意水準10%

上記表5の結果から判断すると、すべての期間と前半期間においては、両者の因果関係に関して明確なことはいえない。どちらかといえば、 $\Delta Y \rightarrow \Delta M$ の因果関係の方が、逆の因果関係 ( $\Delta M \rightarrow \Delta Y$ ) よりも強い傾向がある。これに対して後半期間においては、表5から判断する限り、 $\Delta Y \rightarrow \Delta M$ と $\Delta M \rightarrow \Delta Y$ の両方の因果関係が成立していると考えられる。

したがって、実質ベースの地域間所得格差 ( $\Delta Y$ ) と大都市圏への純流入人口 ( $\Delta M$ ) の因果関係に関しては、特に後半期間において、相互に影響を及ぼしあっていると解釈することができる。また、中村 (2002) が指摘するように、これ以外の他の変数の影響が大きいとも考えられるので、次の第3節では、他の変数を含めた連立方程式モデルの構築を試みる。

### 3. 連立方程式モデルの構築

本節では、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の相互依存関係をより詳しく明らかにするために、両者に影響を及ぼしていると考えられる利用可能ないくつかの変数を選定し、一階の階差をとった実質ベースの地域間所得格差（ $\Delta Y$ ）と大都市圏への純流入人口（ $\Delta M$ ）を内生変数とする連立方程式モデルによる分析を行う。

連立方程式モデルを構築するに当たり、選定した変数の概要は、下記の表6に示すとおりである。

表6 内生変数及び外生変数の要約表

変数名	変数の定義	平均値	標準偏差
(内生変数)			
Y	実質ベースでの地域間所得格差 (変動係数)	0.168	0.037
M	大都市圏への純流入人口(単位:10万人)	2.288	1.952
(外生変数)			
GDP	GDPの伸び率(%)	6.0	3.7
NI	人口増加率(%)	0.8	0.4
SE	地方圏サービス業特化度: 地方圏金融・不動産・サービス業就業者比率÷ 大都市圏金融・不動産・サービス業就業者比率	0.901	0.058
IN	地方圏民間投資率: 地方圏一人当たりの民間投資額÷ 大都市圏一人当たりの民間投資額	0.788	0.090
PI	地方圏行政投資率: 地方圏一人当たりの行政投資額÷ 大都市圏一人当たりの行政投資額	1.049	0.184

上記表6に示した、実質ベースの地域間所得格差と大都市圏への純流入人口以外の諸変数に関しても、谷岡（2002）により、一階の階差をとれば定常化することが確認されている。したがって、連立方程式モデルのパラメータを求めるに当たり、すべて一階の階差をとったものをを用いる。

変数のうち、実質ベースの地域間所得格差と大都市圏への純流入人口に関しては、表6に示した他の変数との関係においても、内生変数とすべきことを3つの分析対象期間－全期間（1956年度～1996年度）、前半期間（1956年度～1975年度）、後半期間（1976年度～1996年度）－においてHausman検定（Hausman, 1978）により確認している。

地域間所得格差と大都市圏への純流入人口に影響を及ぼすと考えられる外生変数として、時系列の地域データが利用可能な表6の5つの変数を選定した。<sup>5)</sup> 以下、これらの変数を選定した理由と想定される符号条件を示す。

5) 当初は、実質ベースでの平均所得水準—1990年基準—と、地方圏製造業特化度—地方圏製造業就業者比率を大都市圏製造業就業者比率で除したもの—を外生変数として選定したが、連立方程式モデルにおいて、有意な結果が得られなかった。このため、これらの変数については、操作変数としてのみ利用している。

構築するモデルは、下記の②・③式の通りである。なお、ここに示した回帰係数の符号条件は、当初の想定に従ったものである。

$$\begin{aligned} \Delta M = & \alpha_2 + \beta_2 \Delta Y + \gamma_{21} \Delta GDP \\ & + \gamma_{22} \Delta NI + \gamma_{23} \Delta SE + \gamma_{24} \Delta IN \\ & + \gamma_{25} \Delta PI + \mu_2 \cdot \dots \cdot \textcircled{3} \\ & \gamma_{22} > 0 ; \quad \gamma_{24}, \gamma_{25} < 0 \end{aligned}$$

新古典派の市場メカニズムを重視する立場からすると、大都市圏への純流入人口の増加は、大都市圏における労働力の供給を増加させるので、地域間所得格差の縮小をもたらすことになる。同時に、地域間所得格差の縮小は、大都市圏への純流入人口の減少をもたら

すことにもなる。したがって、この場合には、 $\beta_1$ は負、 $\beta_2$ は正の値をとることが想定できよう。

これに対して、集積の経済が大都市圏への人口流入により発生するという立場をとると、 $\beta_1$ の符号条件は正となる。同時に、地域間所得格差の拡大は、大都市圏への純流入人口を増加させると考えられるので、 $\beta_2$ も正となることが想定できる。

パラメータの計算に当たっては、2段階最小二乗法を採用した。また、分散不均一性がある場合でも頑健な推定量を得るために、White (1982) の方法を採用している。計算結果は、下記の表7-(全期間)、表8-(前半期間及び後半期間)、に示すとおりである。後半期間に関しては、変数間の関係を図3に示す。

以下、推定結果について検討しよう。

表7 全期間

分析期間	1956～1996	
変数	$\Delta Y$	$\Delta M$
$\Delta Y$	-	38.854** (2.631)
$\Delta M$	0.0087 (1.357)	-
$\Delta GDP$	0.076 (1.495)	-
$\Delta NI$	-0.906 (-1.206)	73.594 (1.706)
$\Delta IN$	-0.112 (-1.297)	-3.713 (-0.982)
Const	$-0.797 \times 10^{-3}$ (-0.869)	$0.298 \times 10^{-1}$ (0.482)
$\bar{R}^2$	0.651	0.572
DW	1.502	1.530
OBS	41	41

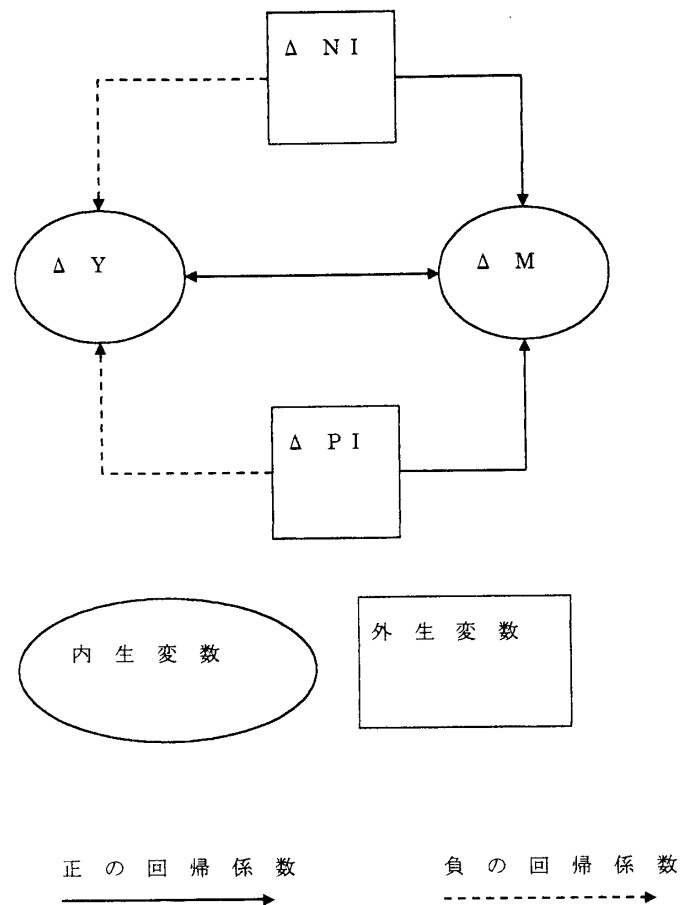
(注)\*\*有意水準1% \*有意水準5%  
DWはダービン・ワトソン比を表している。  
 $\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数を示す

表8 前半期間と後半期間

分析期間	1956～1975		1976～1996	
変数	$\Delta Y$	$\Delta M$	$\Delta Y$	$\Delta M$
$\Delta Y$	-	44.40** (4.439)	-	39.21** (2.836)
$\Delta M$	0.0101** (3.189)	-	0.0196** (3.097)	-
$\Delta GDP$	0.065 (1.484)	-	-	-
$\Delta NI$	-1.076 (-1.854)	96.683 (1.901)	-2.610** (-5.079)	114.37** (3.238)
$\Delta SE$	0.281 (1.610)	-	-	-
$\Delta PI$	-	-5.017* (-2.543)	-0.098** (-4.352)	3.995* (2.372)
Const	$-0.522 \times 10^{-2}$ * (-2.405)	$0.693 \times 10^{-1}$ (0.485)	$0.326 \times 10^{-3}$ (0.398)	$0.982 \times 10^{-2}$ (-0.259)
$\bar{R}^2$	0.643	0.693	0.579	0.398
DW	1.228	2.185	2.120	1.781
OBS	20	20	21	21

(注)\*\*有意水準1% \*有意水準5% DWはダービン・ワトソン比を表している。  
 $\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数を示す。

図 3 変数間の関係（後半期間）



## ① 全期間

全期間における大きな特徴は、地域間所得格差の変動と大都市圏への純流入人口の変化が、相互に同方向の影響を及ぼし合っているとみなせることである。これは、大都市圏への人口移動が集積の経済をもたらすことにより、地域間所得格差を拡大させるという想定に合致している。

また、経済成長率（ $\Delta GDP$ ）の加速は、地域間所得格差を拡大させる方向に働いていると考えられる。これは、わが国では経済成長率の加速が地域間や地域内で不均等に進行し、またそれが大都市圏を中心として生じたからであろう。この点に関しては、ほぼ同様の結果が谷岡・山田（2000）でも示されている。

人口増加率（ $\Delta NI$ ）の増加は、地域間所得格差を縮小させるとともに、大都市圏への純流入人口を増加させる。これは、人口増加率の上昇が、特に地方圏における人口移動圧力を増加させ、大都市圏への純流入人口を増加させたと考えられる。

地方圏への民間投資率（ $\Delta IN$ ）の拡大は、地域間所得格差を縮小させることが示されている。またそれは、大都市圏への純流入人口も縮小させるが、統計的な有意性は低い。

## ② 前半期間と後半期間との比較

地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の関係は、前半期間と後半期間とでは、回帰係数の値やt値には大きな相違は見られない。

したがって、両方の期間において、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の変化は、相互に正の影響を及ぼし合いながら、同方向に動いていることになる。これは、大都市圏への人口移動が集積の経済をもたらすという想定に合致することになる。

また、表8の計算結果と前節（(4)－表5）の地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の因果関係に関する分析を比較すると、少なくとも後半期間は、本節で構築した連立方程式モデルにおける計算結果と対応していることになる。

上記の分析結果からすると、特に後半期間において、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の間には、かなり強い相互依存関係が存在していると考えられる。

次に、内生変数と外生変数との関係についてみよう。先に述べたように、図3に後半期間における内生変数と外生変数との関係を図示している。

人口増加率（ $\Delta NI$ ）が、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口に与えている影響は、前半期間と後半期間の双方とも、先に述べた全期間におけるものと同様であると考えられる。しかしその効果の大きさは、後半期間の方がかなり強くなっていることがわかる。

この点に対する一つの解釈としては、後半期間の方が地方圏における就職機会などが限定され、結果的に人口移動圧力が前半期間よりも大きくなり易いこと等が考えられる。ただし、この点については、より詳細な検証が必要であろう。

地方圏サービス業特化度（ $\Delta SE$ ）の上昇は、当初の想定とは異なり、むしろ地域間所得格差を拡大させており、地方圏へのサービス業の立地は、必ずしも地域間所得格差の縮小をもたらしていないことになる。

この点については、大都市圏と地方圏とでは、これらの産業の立地の効果が異なっている可能性などを検討する必要がある。たとえば、同じ金融業でも特に付加価値の高い業務が大都市圏に集中するような場合には、見かけ上、地方圏サービス業特化度（ $\Delta SE$ ）の上昇が生じて、地域間所得格差の縮小にはつながらないケースがあるのではなかろうか。

地方圏行政投資率（ $\Delta PI$ ）の上昇は、特に後半期間において、地域間所得格差の縮小に貢献していると解釈できる。しかし、地方圏行政投資率と大都市圏への純流入人口の関係に関しては、前半期間と後半期間とでは、その影響の仕方が逆になっている。すなわち、前半期間では地方圏行政投資率（ $\Delta PI$ ）の上昇は大都市圏への純流入人口（ $\Delta M$ ）を減少させるが、後半期間では逆に大都市圏への純流入人口（ $\Delta M$ ）を増加させていることになる。

この点に関する一つの解釈としては、次のように考えられよう。後半期間においては、日本の経済構造の変化により、道路等のインフラストラクチャの整備が、地方圏への工場の誘致などに、それほど大きなインパクトを与えなくなったと考えられる。このため、地方圏への優先的な公共投資の配分は、必ずしも大都市圏への純流入人口の抑制にはつながらなくなっているのではなかろうか。ただし、この点に関しては、さらに慎重な検討が必要であろう。

これに対して、地方圏行政投資率の上昇による所得格差是正の効果は、地域間所得格差

の縮小に対して、より直接的に作用するものと考えられる。また、公共投資に対する絶対的な金額の増大により、地域間所得格差を縮小させるという効果からすると、大きな意義を持ち続けていると考えられる。

連立方程式モデルにおける被説明変数— $\Delta Y$ ：地域間所得格差， $\Delta M$ ：大都市圏への純流入人口—の決定係数の値に着目すると、次のような点が注目される。

地域間所得格差に関しては、前半期間と後半期間とでは、決定係数の値に大きな相違は見られない。しかし、大都市圏への純流入人口に関しては、前半期間では0.579であるのに対し、後半期間では0.398となっており、後半期間の方が前半期間よりもかなり低くなっている。

この点については、次のように考えられよう。前半期間においては、大都市圏への純流入人口が、モデルにおいて使用した経済変数から決定される傾向が強いものに対して、後半期間ではモデルにおいて使用した経済変数以外の要因による影響が大きいことが示唆される。これは、以前よりも相対的に所得が高くなれば、労働者が居住地を決定するのに、所得などの経済的要因以外の諸要因（快適性等）を考慮する傾向が強まることと対応しているのではなかろうか。

最後に、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の関係に着目して、地域間所得格差縮小のメカニズムについて考えることとする。

モデルの計算結果からすると、前半期間においても後半期間においても、地域間所得格差の拡大は、大都市圏への純流入人口の拡大を伴いつつ、同方向に累積的に進行することになる。他方、人口の増加率や地方圏行政投資率等の一部の外生変数の増加は、地域間所得格差や大都市圏への純流入人口を縮小させる方向に作用する。そこで、地域間所得格差あるいは大都市圏への純流入人口のいずれかが縮小に転じれば、今度は他の内生変数も累積的に縮小していくことになる。

したがって、大都市圏への人口移動がもたらす集積経済効果が、大都市圏における労働供給増加—地方圏における労働供給減少—のもたらす所得格差縮小効果を上回っていると解釈できよう。これは、新古典派経済学が主張する労働市場の価格調整メカニズムによる収束プロセスとは異なったメカニズムが作用していることが示唆されている、と考えられる。

ただし、後半期間の大都市圏への純流入人口に関しては、先に述べたような経済的要因以外の諸要因を考慮する必要があると思われるので、この点に関して今後の検討課題としたい。<sup>6)</sup>

---

6) 今後の課題としては、次のようなことが考えられる。一つは、ラグ次数の取り方によっては、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の関係に共和分の関係が存在することが示唆されているので、誤差修正項を含めた連立方程式モデルの構築の可能性を探ることである。もう一つは、特に前半期間に関して、Granger Testの結果と連立方程式モデルの結果が、必ずしも合致しない部分があるので、この点についてさらに検証を行うことである。

#### 4. 結語

本研究において得られた主たる知見としては、次のような点が挙げられる。

本論文の第2節では、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移に関する時系列データについて、単位根および共和分の検定を行ったところ、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口は、1階の階差をとるのがデータを定常化するために適切であると考えられる結果が得られた。

次に、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の関係について、変数間の構造変化の有無を検証するため、Chow検定を実施した。その結果、1956年度から1996年度の期間設定においては、1975年度を境とする期間区分を行うのが適切である、と考えられる。

上記の検定結果を前提としつつ、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の因果関係をGranger Testにより分析した。その結果、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口のいずれかが他方の原因となっているというよりは、むしろ相互に影響を及ぼしあっていると考えられることが示された。特に後半期間においては、その傾向が強い。

第3節では、第2節の分析結果を踏まえて、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口を内生変数、所得水準や人口の自然増加率等を外生変数とする連立方程式モデルを構築した。

表8に示したモデルの計算結果からすると、前半期間と後半期間のいずれにおいても、地域間所得格差と大都市圏への純流入人口の推移が、双方向で正の影響を及ぼし合っていると解釈できる結果が得られた。このことは、所得格差縮小のメカニズムについて、新古典派経済学が主張する労働市場の価格調整メカニズムによる収束プロセスとは、異なったメカニズムが作用していることを示唆するものと考えられる。

モデルの問題点や検討課題はいくつかあるが、ここでは特に、地方圏行政投資率と大都市圏への純流入人口の関係について付言しておこう。

公共投資は、政策的に地方圏に対して優先的に行われてきたと考えられる。しかし、第3節表8の計算結果からすると、地方圏への公共投資の増加は、前半期間では大都市圏への人口移動を抑制する効果を持っていたが、後半期間になるとその効果はなくなり、むしろ逆に促進するという計算結果になっている。この点に関してはさらに検討する必要があるが、大都市圏への人口移動の抑制という観点からすれば、地方優先の公共投資が、その意義を失ったという結果に注目しておきたい。<sup>7)</sup>

---

7) 今回構築したモデルに関しては、変数の選択や計算方法について、なお改善を要する部分が多い数あるので、今後もより適切なモデルの探求に努めたい。



## 参考文献

- 1) Alonso, W., "Five Bell Shapes in Development", *Papers of Regional Science Association*, Vol.45, pp.5 - 16, 1980.
- 2) Chow, G.C., "Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, Vol.28, pp.591 - 605, 1960.
- 3) Dickey, D.A and W.A. Fuller, "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp.427 - 431, 1979.
- 4) Dickey, D.A and W.A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, pp.1057 - 1072, 1981.
- 5) Engle, R.F and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55, pp.251 - 276, 1987.
- 6) Granger, C.W.J., "Investing Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, Vol.27, pp.425 - 438, 1969.
- 7) Granger, C.W.J. and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp.111 - 120, 1974.
- 8) Hausman, J.A., "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol.46, pp. 1251 - 1272, 1978.
- 9) Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vector", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231 - 254, 1988.
- 10) Johansen, S and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169 - 210, 1990.
- 11) 中村良平「地域間格差と地域発展（上）」日本政策投資銀行 *Regional Policy Review*, Vol.7, pp.50 - 57, 2002.
- 12) Pantura, S.G.G. Gonzalez - Farias and W.A. Fuller, "A Comparison of Unit - Root Test Criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12, pp.449 - 459, 1994.
- 13) Phillips, P.C.B., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.55, pp.277 - 301, 1987.
- 14) Sims, C.A., "Money, Income, and Causality", *American Economic Review*, Vol. 62, pp.540 - 552, 1972.
- 15) Tabuchi, T., "Interregional Income Differentials and Migration : Their Interrelationships", *Regional Studies*, Vol.22.1, pp.1 - 10, 1987.
- 16) 田淵隆俊「地域間所得格差と人口移動」『地域学研究』第17巻, pp.215 - 226, 1988。
- 17) 谷岡弘二「地域間所得格差と人口移動に関する研究」大阪商業大学比較地域研究所『地域と社会』第4号, pp.39 - 59, 2001。

- 18) 谷岡弘二・山田浩之「戦後の日本における地域間所得格差の推移とその要因について」『応用地域学研究』No.5 pp.149-160, 2000。
- 19) 谷岡弘二「日本の地域間所得格差に関する時系列分析」大阪商業大学大学院（地域政策学研究科）博士論文 2002。
- 20) White,H.,“Instrumental Variables Regression with Independent Observations ”, *Econometrica*, Vol.50, pp.483-500, 1982.
- 21) 山田浩之「地域間所得格差と経済成長・人口移動―問題提起―」大阪商業大学比較地域研究所『地域と社会』第4号, pp.1-7, 2000。